

# MODÉLISATION DE LA FONCTION DE LA DEMANDE DES DÉPENSES PUBLIQUES ALGÉRIENNE À L'AIDE DE MODÈLE ECM

***Lakhdar Adouka***

Maitre de conférences à l'université de Mascara

***El Mustapha Kchirid***

Professeur à l'université de Cadi Ayyad - Marrakech

***Aonia Benzekoura***

Maitre assistante à l'université de Mascara

***Zohra Bouguelli***

Miatre de conférences à l'université de Mascara

---

## Abstact

The objective of this paper is to explain the growth of public spending by the approach of the demand for public goods in Algeian from 1970 to 2010, to test the veracity of Wagner's law for the Algerian economy by an approach demand, to verify the positive effect between the share of public expenditure to GDP ratio and the following variables: the per capita income, population, urbanization, degree of economic openness, the effect of Baumol and macroeconomic stability.

---

**Keywords:** Wagner law, government spending, growth, stationarity, VECM

---

## Résumé

L'objectif de ce papier est d'expliquer la croissance des dépenses publiques par l'approche de la demande pour les biens publics en Algérie de 1970 à 2010 , de tester la véracité de la loi de Wagner pour l'économie algérienne par une approche de la demande pour vérifier l'effet positif entre la part des dépenses publiques par rapport au PIB et les variables suivantes ; le revenu par tête, la population, l'urbanisation, le degrés d'ouverture économique, l'effet de Baumol et la stabilité macroéconomie.

---

**Mots clés :** loi Wagner, dépenses publiques, croissance, stationnarité, ECM

---

## 1. Introduction

Jusqu'aux environs de 1960, les dépenses publiques étaient un domaine relativement négligé de l'étude d'ensemble des finances publiques. Depuis lors, on attache une attention considérable aux différents aspects des dépenses publiques en essayant de redresser le déséquilibre résultant de l'accent mis dans le passé sur le rôle de la fiscalité dans l'économie. C'est ainsi que de nombreuses idées furent émises pour expliquer la croissance des dépenses publiques. En se situant dans une perspective d'offre et de demande, et non dans une perspective historique, certains auteurs ont expliqué cette croissance des dépenses publiques par la demande des agents économiques pour les biens publics. D'autres plutôt avancent l'idée selon laquelle cette croissance des dépenses publiques est due au niveau d'offre des ressources publiques. Du fait qu'il n'existe pas un marché où la demande des biens publics et l'offre des ressources publiques se rencontrent, certains auteurs plus récents avancent l'hypothèse de recourir à l'approche du déséquilibre où l'offre et la demande s'ajustent en même temps et le niveau des dépenses publiques se situent soit sur l'offre soit sur la demande.

Il apparaît primordial dans cet article de s'intéresser sur l'explication de la croissance des dépenses publiques par l'approche de la demande des agents économiques en Algérie durant la période 1970 à 2010. A cet effet, dans ce travail nous avons posé la question récurrente suivante :

Peut-on expliquer la croissance des dépenses publiques par l'approche de la demande ?

A cette principale question se subdivise des auxiliaires questions qui sont :

- est ce que la loi de Wagner se vérifie pour l'économie algérienne ?
- quelles sont les déterminants de la fonction de la demande ?
- Les dépenses publiques stimulent-elles l'activité économique ?
- Quelle est l'effet de revenu et l'effet de productivité sur la croissance des dépenses publiques ?

L'objectif de ce papier est d'expliquer la croissance des dépenses publiques par l'approche de la demande pour les biens publics en Algérie de 1970 à 2010 , de tester la véracité de la loi de Wagner pour l'économie algérienne.

Afin d'atteindre notre objectif, l'article a été organisé en trois sections. Le premier est une brève présentation du modèle de l'approche de la demande, la deuxième section est consacrée aux indicateurs macroéconomiques qui sont utilisés dans ce modèle. Enfin, dans la troisième section, nous essayons l'application empirique et une analyse économétrique de ce modèle à l'économie algérienne.

## 2. Le cadre théorique du modèle

La croissance des dépenses publiques sont expliquées soit par l'approche de la demande, soit par l'approche de l'offre.

Dans la première approche la croissance tendancielle des dépenses publiques est expliqué par :

- la loi de Wagner (1909) ,
- le théorème du votant médian de Black(1948)
- le théorème du votant médian de Meltzer et Richard (1981, 1983)
- le théorème de redistribution de revenu aux groupes d'intérêt de Buchanan et Tullock (1962).

Dans la deuxième approche, la croissance des dépenses publiques est expliqué par :

- La différence de productivité (La thèse de Baumol)
- L'effet de déplacement (Peacock et Wiseman)
- Les éléments de la théorie de la bureaucratie (Niskanen) (1971)  
En se référant à l'étude de Romuald sostaine, on peut noter cinq versions de la loi de Wagner et que plusieurs chercheurs ont interprété à leur manière et qu'ils ont testée de façon empirique :
- les dépenses publiques doivent croître plus rapidement que le PNB
- dans les économies en croissance, le ratio dépenses publiques de consommation/revenu national s'élève
- lorsqu'un pays connaît une croissance accompagnée d'un développement, les activités du secteur public doivent augmenter d'un taux qui, une fois converti en dépenses, doit dépasser le taux de croissance du PNB par habitant
- il y aurait une élévation de la part du secteur public ou du ratio dépenses publiques/PNB lorsqu'un pays passe d'un faible à un fort niveau de revenu par habitant
- le nombre par habitant des fonctionnaires du gouvernement s'accroît avec le revenu par habitant.

La formulation la plus utilisée pour la vérification empirique de la loi de Wagner est celle donnée par le modèle du Musgrave (1969). Ce dernier s'écrit comme suit :

$$G_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec :

$G_t$  : désigne les dépenses publiques par rapport au PIB en termes réels

$Y_t$  : désigne le PIB par tête en terme réel

Selon Musgrave, il faut que l'élasticité revenu  $\beta$  soit positive Pour que la loi de Wagner soit vérifiée.

La vérification empirique de cette loi peut se faire aussi par l'approche en termes de causalité de Granger. Cette approche étudie la relation réciproque entre les dépenses publiques et la croissance économique. La représentation mathématique de la loi de Wagner en adoptant une approche en termes de causalité de Granger est comme suit :

$$G_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i G_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i G_{t-i} + u_t$$

Avec :

$G_t$  : désigne les dépenses publiques par rapport au PIB en termes réels

$Y_t$  : désigne le PIB par tête en terme réel

Par contre, en se référant à l'étude de Elkhider et al, nous abordons dans cet section une autre version à l'étude de la validité de la loi de Wagner. Cet version a mis l'accent sur l'aspect désagrégés ( par secteur) des dépenses publiques et ses effets sur la croissance économique à l'aide de deux modèles :

- Le premier type de modèle s'interroge sur l'efficience des dépenses publiques de santé et d'éducation, en adoptant la formulation suivante :

$$S_t = C + \beta_1 G_t(0) + \beta_2 E_t + \beta_3 H_t + v_t \quad (3)$$

Avec :

$S_t$  : représente les indicateurs sociaux

$G_t(0)$  : représente le niveau initial de développement

$E_t$  : représente les dépenses publiques d'éducation

$H_t$  : représente les dépenses publiques de la santé

- Le deuxième type de modèle s'interroge sur le lien entre le capital public et la croissance économique. Ce modèle s'écrit sous forme d'une fonction de type de Cobb-Douglass comme suit :

$$Y_t = K_t^\alpha K_t'^\beta H^\tau DO^\lambda IP^\nu \quad (4)$$

Avec :

$Y_t$  : représente le PIB

$K_t$  : représente le capital public

$K_t'$  : représente le capital public privé

$H$  : représente le capital humain

$DO$  : représente le degré d'ouverture

$IP$  : représente l'indice de productivité globale des facteurs aux USA

### 3. Application empirique du modèle

#### 3.1 Spécification du modèle

Dans le cadre de cette étude, nous allons expliquer la croissance tendancielle des dépenses publiques de l'Algérie entre 1970 et 2010 par un modèle dans lequel on intègre seulement la fonction de la demande qui s'écrit de la manière suivante :

$$DP_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_t + \alpha_2 \log P_t + \alpha_3 Y_t + \alpha_4 RID_t + \alpha_5 DO_t + \alpha_6 D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Avec :

DP : Part des dépenses totales dans le PIB

U : la proportion de population urbaine dans la population totale

P : la population totale

Y : revenu réel par tête au prix constant

RID : le rapport entre l'indice de prix à la consommation et le déflateur du PIB

DO : le degré d'ouverture

D : Dummy variable représente la stabilité macroéconomique

Nous testons la loi de Wagner à l'aide des variables U, LogP et Y

Nous attendons un signe positif pour les coefficients du trois premières variables explicatives (U, logP et Y) parce qu'elles influencent positivement la demande des dépenses publiques. L'augmentation de la population a un effet positif sur la demande de biens fournis par le gouvernement.

Nous attendons un signe positif pour l'indice de prix déflaté (RID), ce variable reflète l'effet de Baumol. Ce dernier indique qu'il y a un accroissement du prix relatif du bien public avec une demande inélastique par rapport au prix

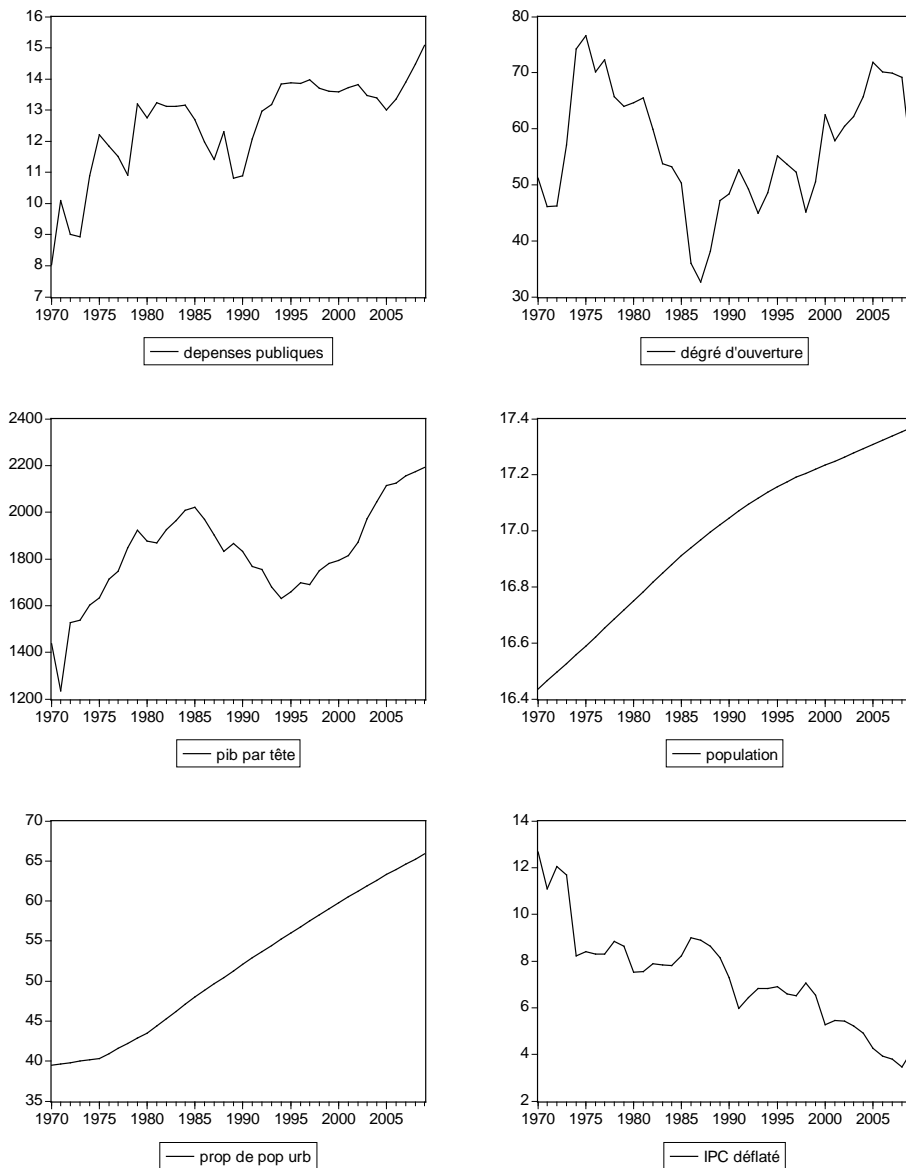
Le degré d'ouverture (DO) à l'économie représente la distribution de revenu aux groupes de pression, nous attendons aussi un signe positif.

#### 3.2 Les données statistiques de l'analyse empirique

Nous souhaitons estimer dans le cas de l'économie algérienne l'équation (5) sur un échantillon de données annuelles portant sur la période 1970 -2009. Les données sont tirées des statistiques financières internationales du FMI, de la banque mondiale et de l'office nationale des statistiques (ONS) .

Les graphes de six variables (ratio des dépenses publiques, la proportion de la population urbaine dans la population totale, la population totale, le PIB par tête, l'indice de prix à la consommation déflaté et de degré d'ouverture sont donnés ci-dessous montrant la présence d'une tendance pour chaque variable. Cela, met en question la stationnarité des séries en question.

**Graphe 1 : l'évolution des variables de l'étude**



### 3.3 Test de racine unitaire

Il existe un grand nombre de tests de racine unitaire. Les travaux pionniers en la matière sont ceux de Fuller (1976) et Dickey et Fuller(1979,1980). Les tests de Dickey –Fuller sont des tests paramétriques permettant de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Ces tests reposent sur l'estimation d'un processus autorégressif.

Dickey et Fuller considèrent trois modèles de base pour la série  $X_t$  :

Modèle(1) : modèle sans constante ni tendance déterministe

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Modèle(2) : modèle avec constante sans tendance déterministe

$$X_t = \rho X_{t-1} + b + \varepsilon_t$$

Modèle(3) : modèle avec constante et tendance déterministe

$$X_t = \rho X_{t-1} + at + b + \varepsilon_t$$

Dans chacun des trois modèles, on suppose que  $\varepsilon_t \longrightarrow BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$

Le principe de test est comme suit :

$H_0 : \rho = 1$  présence d'une racine unitaire d'où la série est non stationnaire

$H_0 : |\rho| < 1$  absence de racine unitaire d'où la série est stationnaire

Si l'hypothèse  $H_0 : \rho = 1$  est retenue dans l'un de ces trois modèles, alors le processus est non stationnaire.

La stratégie de test est séquentielle, on part du modèle (3) au modèle (1).

Sur le modèle (3), on teste la significativité du coefficient de la pente du trend  $a$  à partir de statistique de Student. Si  $a$  est significativement différent de zéro, alors on teste pour ce même modèle le coefficient de  $\rho$  par le même test.

On rejette  $H_0 : \rho = 1$ , c'est-à-dire la série est stationnaire si  $t_\rho^c > t'$

Par contre si le coefficient  $a$  est significativement nul, on passe directement au test sur le modèle (2), on teste la significativité du constante  $b$  par le test de Student. Si  $b$  est significativement différent de zéro, alors on teste pour ce même modèle le coefficient de  $\rho$  par le même test. Si la constante  $b$  est significativement nul, on passe au test sur le modèle (1).

Si la série  $X_t$  au niveau n'est pas stationnaire, on applique le test DF et avec la même procédure à la série différencié  $\Delta X_t$

Nous rappelons que le test de DF sur les trois modèles suppose que le processus de résidus est un bruit blanc. Or il n'y a aucune raison pour qu'à priori, l'erreur soit non corrélée. Pour tenir compte de cette hypothèse, Dickey et Fuller ont développé leur test en 1981. Ce test est connu sous le nom du test de Dickey –Fuller augmenté (ADF) qui se repose sur trois modèles :

Modèle(4) : modèle sans constante ni tendance déterministe

$$X_t = \varphi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Modèle(5) : modèle avec constante sans tendance déterministe

$$X_t = \varphi X_{t-1} + \mu + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Modèle(6) : modèle avec constante et tendance déterministe

$$X_t = \varphi X_{t-1} + \alpha + \delta t + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

La mise en œuvre du test de ADF est similaire au test de DF seules les tables statistiques diffèrent.

L'application de test de ADF nécessite au préalable de choisir le nombre de retard  $p$  à introduire de sorte à blanchir les résidus. La valeur  $p$  de retard est déterminée soit à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles, soit à l'aide de la statistique de Box-Pierce, soit à l'aide des critères d'Akaike (AIC) ou de Schwartz (BIC).

Dans notre étude nous allons appliquer le test ADF et nous avons déterminé le nombre de retard à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles en étudiant la significativité des coefficients des corrélations partielles. L'application de cette méthode en se basant à l'étude de corrélogramme des différentes variables de l'équation (5), nous avons obtenu le retard un pour tous les variables.

Après que nous avons déterminé le retard pour chaque variable, nous allons adopté la stratégie séquentielle du test de ADF pour étudier la stationnarité des variables de l'étude. Le tableau suivant résume notre l'application :

**Tableau 1** : Test de Dickey –Fuller augmenté

Variables	Nombre de retard	ADF	
			Ordre d'intégration
$DP_t$	1	1,08	I(1)
$dDP_t$	1	-7,02	I(0)
$LP_t$	1	-7,21	I(0)
$U_t$	1	-3,52	I(0)
$Y_t$	1	1,48	I(1)
$dY_t$	1	-3,26	I(0)
$dY_t$	1	-0,27	I(1)
$DO_t$	1	-4,28	I(0)
$dDO_t$	1	-1,73	I(1)
$dDO_t$	1	-6,08	I(0)



$D_t$	1	-2,31	I(1)
$dD_t$	1	-6,13	I(0)
$RID_t$	1		
$dRID_t$			

---

En comparant les valeurs calculées de ADF (Tableau 1) avec la valeur critique de ADF pour un seuil de signification de 5 % . Cette comparaison, nous montre que l'hypothèse nulle de non stationnarité est acceptée pour les variables en niveau (dépenses publiques, pib par tête, le degrés d'ouverture économique , l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique), par contre on constate que l'hypothèses nulle est rejetée pour les mêmes variables en différences premières (Tableau1) .Les séries ( $DP_t, Y_t, RID_t, DO_t, DA_t$ ) sont alors intégrées d'ordre 1, vu que la différence première de chacune de ces variables est stationnaire I(0).

Nous constatons aussi du tableau 1 que l'hypothèse  $H_0$  est rejetée pour les variables en niveau (la population totale et la proportion de la population urbaine par rapport à la population totale) au seuil de signification de 5% pour la première variable et à un seuil de 10% pour la deuxième variable. D'où ces variables ( $P_t, U_t$ ) sont stationnaire et ils sont alors intégrées d'ordre 0. les variables population totale( $P_t$ ) et la proportion de la population urbaine par rapport à la population total ( $U_t$ ) seront éliminées de notre étude car elles ne remplit pas les conditions d'application des modèles de correction d'erreur (ECM)

### 3.4 Tests de cointégration

Nous rappelons, pour qu'une relation de long terme existe entre plusieurs variables, deux conditions doivent être réunies, premièrement les variables doivent être non stationnaires et intégrées au même ordre. Deuxièmement leurs tendances stochastiques doivent être liées.

Les tests ADF laissent donc supposer l'existence d'une relation de cointégration entre dépenses publiques, pib par tête, le degré d'ouverture économique et l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique

Afin d'étudier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle, nous allons appliqués deux méthodes :

- la méthode générale du maximum de vraisemblances (Johansen, 1988, 1991 ; Johansen et Juselius, 1990).
- La méthode de deux étapes de Engle et Granger ( 1978)

### 3.4.1 Application du test de Johansen

Le test de la Trace de Johansen, nous permet de détecter le nombre de vecteurs de cointégration. Les hypothèses de ce test se présentent comme suit :

$H_0$  : il existe au plus  $r$  vecteurs de cointégration

$H_1$  : il existe au moins  $r$  vecteurs de cointégration

Nous acceptons  $H_0$  lorsque la statistique de la Trace est inférieure aux valeurs critiques à un seuil de signification de  $\alpha\%$  . Par contre, nous rejetons  $H_0$  dans le cas contraire. Ce test s'applique d'une manière séquentielle de  $r=0$  jusqu'à  $r=k-1$

**Tableau 2** : Test de cointégration de Johansen

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre de EC
0,49	75,42	69,81	Aucune
0,37	49,67	47,85	Au moins un
0,36	31,65	29,79	Au moins deux
0,18	14,33	15,49	Au moins trois
0,15	6,38	3,84	Au moins quatre

Nous testons premièrement l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale zéro (  $r = 0$  ) ( colonne Likelihood ratio, Tableau 2).

Nous constatons que la statistique de la Trace pour  $r = 0$  (75,42) est supérieure à la valeur critique au seuil statistique 5% (69,81); ce qui nous amène à rejeter  $H_0$  .

Nous testons ensuite, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale à un (  $r = 1$  ) . La statistique de la Trace pour  $r = 1$  ( 49,67) est supérieure à la valeur critique ( 47,85), ce qui nous amène par conséquent de rejeter  $H_0$  au seuil de 5% .

Nous testons ensuite, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale à deux (  $r = 2$  ) . La statistique de la Trace pour  $r = 2$  ( 31,65) est supérieure à la valeur critique ( 29,79), ce qui nous amène par conséquent de rejeter  $H_0$  au seuil de 5%

Nous testons ensuite, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale à trois (  $r = 3$  ) . La statistique de la Trace pour  $r = 3$  ( 31,65) est inférieure à la valeur critique ( 29,79), ce qui nous amène par conséquent d'accepter  $H_0$  au seuil de 5%

Le teste de la Trace de Johansen, nous permet de conclure qu'il existe trois relations de cointégration entre les cinq variables.

### 3.4.2 Application de la méthode de Engle et Granger

La notion de cointégration postule que si deux variables X et Y sont intégrées d'ordre un (I(1)), et s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire I(0), alors on peut conclure que X et Y sont cointégrées d'ordre (1,1).

Nous avons déjà montré que les séries sont non stationnaires et intégrées de même ordre. Il nous reste, alors, à tester si les résidus de cette combinaison linéaire sont stationnaires. Dans le cas échéant, les déviations par rapport à la valeur d'équilibre tendent à s'annuler dans le temps et, donc, une relation de long terme existe entre les variables.

Nous estimons dans une première étape par les MCO la relation de long terme :

$$DP_t = 28,82 - 0,07DO1_t - 0,00Y_t - 1,13RID_t - 2,01DA_t + \varepsilon \quad (6)$$

On déduit de l'estimation de la relation statique (6) la série des résidus, rappelons que :

- Si les résidus sont non stationnaires, la relation estimée de long terme (6) est une régression fallacieuse
- Si les résidus sont stationnaires, la relation estimée de long terme (6) est une relation de cointégration

Pour tester la stationnarité de résidu, nous allons utiliser les valeurs critiques tabulées de Engle et Yoo(1987) dans l'application du test ADF

Les résultats issues de l'application du test ADF sur les résidus de la relation statique entre les dépenses publiques et le pib par tête, le degré d'ouverture économique, l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique se trouve en annexe.

On constate que la statistique ADF estimée (-3,29) est inférieure à la valeur tabulée de Engle et Yoo au seuil de 5% (-2,67), cela, nous permet de rejeter l'hypothèse de non stationnarité de résidu, d'où les résidus de la relation statique entre les dépenses publiques et le pib par tête, le degrés d'ouverture économique, l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique sont stationnaires. Par conséquent, les variables dépenses publiques et le pib par tête, le degrés d'ouverture économique, l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique sont cointégrées. Il est alors possible d'estimer le modèle à correction d'erreur.

### 3.5 Estimation du modèle ECM

Après que nous avons examiné la stationnarité des séries et la cointégration entre les variables, nous passons à l'étape de l'estimation des coefficients du modèle, mais avant de procéder à cette étape, nous devons vérifier que la relation de cointégration unique est bien une équation des dépenses publiques et par conséquent les autres variables sont faiblement

exogènes. A cet effet, nous avons réalisé un test d'exogénéité simple à partir de l'estimation du modèle VECM en utilisant la méthode de Johansen. Ce test se réalise par le biais de coefficient d'ajustement associés aux vecteurs de cointégration.

D'après le tableau de VECM (tableau 4 en annexe), nous constatons que les paramètres d'ajustement associés au vecteur de cointégration (vitesse d'ajustement) sont non significatifs sauf pour la deuxième et la quatrième, cela nous permet de dire que les variables les variables pib par tête et le degré d'ouverture économique sont faiblement exogènes. Par contre les variables l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique ne sont pas faiblement exogène. Le test d'exogénéité faible, nous ne permet pas par conséquent de dire que l'équation (5) suscrite est une équation des dépenses publiques.

Après le test d'exogénéité faible, nous abordons l'étape de l'estimation des paramètres de l'équation statique des dépenses publiques, selon Engle-Granger (1987) la simple méthode d'estimer la relation de long terme entre les dépenses publiques, et les variables pib par tête, le degré d'ouverture économique, l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique est d'appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) à la régression suivante :

$$DP_t = \alpha_0 + \alpha_3 Y_t + \alpha_4 RID_t + \alpha_5 DO_t + \alpha_6 D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Avec  $\alpha_0, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$  représentent les coefficients de long terme.

Les paramètres estimés de l'équation (7) par OLS sont super convergentes et biaisées car les variables sont cointégrées (Davidson et Mackinnon, 1993). Afin d'améliorer les estimations, nous appliquons la correction de Stock et Watson (1988) l'équation (7) devient :

$$DP_t = \alpha_0 + \alpha_3 Y_t + \alpha_4 RID_t + \alpha_5 DO_t + \alpha_6 D_t + \sum_{i=-p}^p \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=-p}^p \Delta RID_{t-i} + \sum_{i=-p}^p \Delta DO_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Nous estimons les coefficients de la relation de long terme de l'équation des dépenses publiques comme suit :

$$DP_t = 31,28 - 0,002Y_t - 1,14RID_t - 0,06DO_t - 1,89DA_t + 0,003\Delta Y_t(+1) - 0,001\Delta Y_t(-1) + 0,22\Delta RID_t(-1) + 0,33\Delta RID_t(+1) - 0,01\Delta DO_t(-1) - 0,006\Delta DO_t(+1) + \varepsilon_t \quad (9)$$

D'après le tableau (2) en annexe et selon le test de student nous constatons que tous les coefficients des variables différenciés de l'équation (9) sont non significatifs au niveau de 5%, cela nous permet d'écrire l'équation statique de notre modèle, en prenant compte du correction de Stock et Watson comme suit:

$$DP_t = 36,67 - 0,003Y_t - 1,43RID_t - 0,08DO_t - 2,86DA_t$$

L'étude de la relation de court terme par le biais de ECM, nous permet d'analyser d'une part la vitesse de convergence du taux de change réel vers son niveau d'équilibre de long terme et d'autre part la contribution des fondamentaux à la dynamique de court terme. Cela nous amène à tester la signification des paramètres de l'équation de court terme suivante

$$\Delta DP_t = \phi z_{t-1} + \sum_{i=0}^p a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \Delta RID_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta DO_{t-i} + DA_t + \varepsilon_t$$

Avec :

$$Z_{t-1} = DP_{t-1} - (28,82 - 0,07DO_{t-1} - 0,001Y_{t-1} - 1,13RID_{t-1} - 2,01DA_{t-1})$$

Où  $Z_{t-1}$  représente le résidu de la relation de cointégration, et  $\phi$  le terme de correction d'erreur (la force de rappel ou terme d'ajustement).

Modélisons les dépenses publiques en fonction des résidus de la période précédente, du dépenses publiques retardé d'une période, du pib par tête présent et retardé d'une période, du degré d'ouverture économique présent et retardé d'une période, du l'indice de prix à la consommation déflaté présent et retardé d'une période et du stabilité macroéconomique.

Le modèle ECM de l'équation de notre modèle par l'approche de Granger est comme suit :

$$\Delta DP_t = 0,26 - 0,21e_{t-1} + 0,06\Delta DP_t(-1) - 0,19DA_t - 0,002\Delta Y_t - 0,26\Delta RID_t - 0,006\Delta DO + \varepsilon_t$$

Nous constatons que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (0,21) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 10% (son t de student est supérieur à la valeur tabulée). Il existe donc un mécanisme à correction d'erreur. ce mécanisme indique la convergence des trajectoires de la série des dépenses publiques vers la cible de long terme. Ainsi, le chocs sur les dépenses publiques de l'Algérie se corrigent à 21% par effet de feed-back.

Le calcul de la durée de la convergence peut se faire par la formule suivante:

$$(1 - \delta) = (1 - |\phi|)^T$$

Avec  $T$ ,  $\phi$  et  $\delta$  sont respectivement le nombre d'années; le coefficient de correction d'erreur et le pourcentage de chocs.

Nous avons utilisé l'inverse du coefficient du force de rappel pour calculer la durée de convergence et nous avons conclu que :

Un choc constaté au cours d'une année donnée est entièrement résorbé au bout de 4 ans et 8 mois et demi.

Nous avons constaté du tableau ECM par l'approche de Granger (tableau 3 en annexe) que tous les coefficients des variables qui expliquent la croissance des dépenses publiques ne sont pas significatifs, cela nous permet de dire qu'il n'existe pas une relation de court terme entre les dépenses publiques et le pib par tête, le degré d'ouverture économique, l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique.

Ce résultat est confirmé aussi par l'utilisation par la méthode de Johansen (tableau 4 en annexe )

Nous interprétons notre équation statique de long terme obtenu par le MCO :

$$DP_t = 28,82 - 0,07DO1_t - 0,00Y_t - 1,13RID_t - 2,01DA_t + \varepsilon$$

Nous constatons du tableau 1 en annexe que tous les coefficients de l'équation sont significatifs au seuil 5% sauf le pib par tête et que les signes des coefficients obtenus ne correspondront pas à la théorie économique :

- La variable pib par tête possède un signe négatif (le signe attendu est positif) et il est non significatif, cela nous permet de dire que notre modèle ne vérifie pas la loi de Wagner
- Le degré d'ouverture de l'économie, capté dans notre modèle par la part des exportations et des importations dans le PIB, a une influence négative sur les dépenses publiques à un niveau significatif.
- L'effet de Baumol, reflété par l'accroissement du prix relatif du bien public avec une demande inélastique par rapport au prix, a une influence négative qui reflète une relation non positive entre les dépenses publiques et l'indice de prix à la consommation déflaté. Cet résultat se contredit avec la théorie de productivité de Baumol. le test Statistique de student confirme la significativité du coefficient au seuil 5%.

Si nous étudions l'équation statique de notre modèle(5) sans constante, nous obtenons l'estimation des coefficients par le MCO de la forme suivante ;

$$DP_t = 0,04DO1_t + 0,004Y_t + 0,06RID_t + 1,5DA_t \quad (10)$$

Nous avons déduis de cette équation la série des résidus et nous avons appliqués le test de ADF à cette série. Ce test, nous confirme la

stationnarité des résidus. Par conséquent la relation estimée de notre équation (10) est une relation de cointégration.

Nous constatons que les coefficients de l'équation sont significatifs au seuil de 5% sauf l'effet de Baumol (effet de productivité) et tous les coefficients sont positifs et compatibles à la théorie économique et aux signes prévus (voir tableau 5 en annexe). Cela, nous permet de dire que l'équation statique de long terme des dépenses publiques sans constante vérifie la loi de Wagner, cela se justifie par la relation positive qu'on a trouvée entre les dépenses publiques et le revenu par tête. Notre résultat est conforme à l'étude faite en 1988 par Abizadeh et Yousfi qui ont trouvé un effet positif entre les dépenses publiques et le revenu au Canada entre 1945 – 1984.

Pour mettre en œuvre les tests de robustesse sur les résidus, la stabilité des coefficients, nous avons suivis les démarches suivantes :

i) on utilise le test de Chow pour tester la stabilité des coefficients (égalités entre les coefficients). Ce test ne peut être mis en pratique qu'après avoir déterminé les sous périodes.

A cet effet, on va prendre deux sous périodes :

Première période : 1970-1986, d'où on a  $T_1 = 17$  observations

Deuxième période : 1987-2009, d'où on a  $T_2 = 23$  observations.

Nous rappelons que ce test se base sur la statistique suivante :

$$\text{Chow} = \frac{\text{RSS} - \text{RSS}_1}{\text{RSS}} \frac{T_1 + T_2 - 2K}{K} \rightarrow F(K, T_1 + T_2 - 2K)$$

RSS est la somme des carrés résiduels pour toutes les observations (40 observations),  $\text{RSS}_1$  est la somme des carrés résiduels pour la première sous période et  $K$  le nombre de variables.

Sous l'hypothèse  $H_0$  d'égalité des coefficients contre  $H_1$  l'instabilité des coefficients,

L'application de ce test, nous donne le résultat suivant :

$$\text{Chow}^c = 2,61 < F'(4, 32) = 5.74$$

Selon le test de Chow, on peut conclure que les coefficients sont stables.

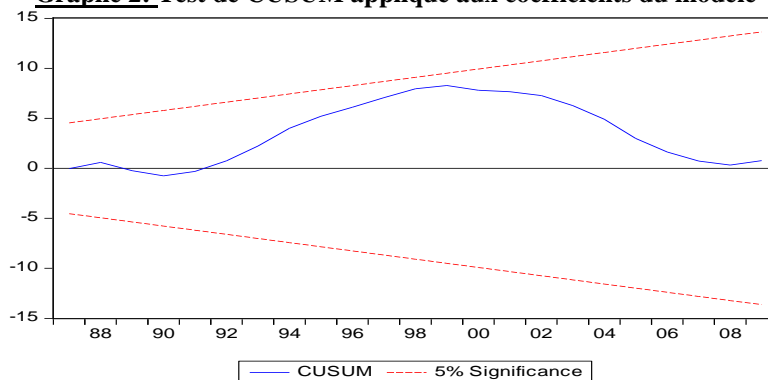
ii) les résidus de notre modèle empirique respectent les quatre conditions : la normalité, la stationnarité, l'homoscédasticité et l'indépendance entre les résidus.

Les résidus sont effectivement distribués comme une loi normale, le test de Jarque-Bera accepte l'hypothèse nulle de normalité ( $\text{JB} = 2,52 < \chi_{0,05}^2(2) = 5,99$ ). Le test ADF sur les résidus confirme la

stationnarité des résidus en utilisant comme valeurs critiques la table de Engle et Yoo (1987) (ADF estimé = -3,29 est inférieur à la valeur tabulée qui est égale à -2,67). Le test de White (1980) accepte l'hypothèse nulle l'homoscédasticité et rejette l'hypothèse alternative d'hétéroscédasticité. ( $TR^2 = 16,07 < \chi_{0,05}^2(14) = 23,685$ ) Le test de Durbin-Watson (DW) confirme l'indépendance des erreurs (  $(DW = \tilde{d} = 1,56 ; d_L < \tilde{d} < d_U)$  )

iii) Pour confirmer que cette relation est globalement stable, plusieurs tests peuvent être utilisés : les tests de résidus récurrents, CUSUM carrés et de CUSUM . Ce dernier test que nous allons appliquer.

**Graph 2: Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle**



Nous observons sur la graphique 2 que le CUSUM est à l'intérieur de corridor. Ce test nous permet de dire que la relation est stable.

iv) le pouvoir explicatif dans notre modèle est de 44 %, Cela nous permet de dire que le PIB par tête, le degré d'ouverture économique, l'indice de prix à la consommation déflaté et la stabilité macroéconomique expliquent fortement les dépenses publiques durant la période d'étude

D'après l'étude statistique que nous avons traitée, nous pouvons conclure que notre modèle est globalement satisfaisant.

### 3.6 Test de causalité

Dans ce paragraphe, nous allons voir ce que les dépenses publiques cause la croissance où la croissance cause les dépenses publiques où il y a une relation de feed-back entre les deux ? Pour répondre à cette question, nous allons appliquer le test de causalité de Granger. Le principe de causalité est comme suit ;

On dira X cause Y si la prévision fondée sur la connaissance des passées conjointes de X et de Y est meilleure que la prévision fondée sur la seule connaissance de Y

Nous appliquons les tests de non causalité qui se reposent sur la statistique de maximum de vraisemblance :

$$\xi = TC_{X \rightarrow Y} \quad (11)$$



Où  $T$  et  $C_{X \rightarrow Y}$  représente respectivement le nombre d'observation et la mesure de causalité

Sous l'hypothèse nulle de non causalité l'expression (11) suit une loi de Khi deux à  $\tau(T - \tau)p$  degré de liberté où  $\tau$  est le nombre de contrainte imposées. La règle de décision est la suivante :

- Si  $\xi < \chi^2_{(\tau(T-\tau)p)}$ , on accepte l'hypothèse nulle d'absence de causalité
- Si  $\xi > \chi^2_{(\tau(T-\tau)p)}$ , on rejette l'hypothèse nulle d'absence de causalité

Le resautât de l'application de test de causalité de Granger se résume dans le tableau suivant :

**Tableau 3 : test de causalité de Granger**

L'hypothèse nulle	F statistique	Prob
Le revenu par tête ne cause pas les dépenses publiques	1,33	0,25
les dépenses publiques ne cause pas le revenu par tête	3,64	0,06

D'après le tableau3 de causalité, nous rejetons l'hypothèse nulle de non causalité, cela nous permet dire que le revenu par tête cause les dépenses publiques et les dépenses publiques ne cause pas le revenu par tête, d'où il y a une relation de feed-back.

#### 4 .Conclusion

L'objet de notre article est d'étudier la liaison entre les dépenses publiques et la croissance économique en Algérie durant la période 1970 à 2010 et de tester la véracité de la loi de Wagner pour l'économie algérienne par une approche de la demande pour vérifier l'effet positif entre la part des dépenses publiques par rapport au PIB et les variables suivants ; le revenu par tête, la population, l'urbanisation, le degrés d'ouverture économique, l'effet de Baumol et la stabilité macroéconomie.

Nous avons conclu de notre étude que la loi de Wagner se vérifie pour l'économie algérienne si nous prenons l'équation du modèle ( la fonction de la demande de croissances des dépenses publiques) sans constante. Par contre notre modèle ne confirme pas la loi de Wagner, si nous prenons l'équation de stabilité de long terme des croissances avec constante.

Nous avons conclu aussi de notre étude qu'il y a une relation de feed-back entre les dépenses publiques et le revenu par tête par le test de causalité de Granger

## References:

- Abizadeh S. et Yousefi M. (1988), « The growth of government expenditure: the case of Canada », *Public Finance Quarterly*
- Barro R.J. (1991), « Economics growth in a cross section of countries », *Quarterly journal of Economics*, 106, pp 407-443.
- Baumol W.J. (1967), « The macroeconomics of unbalanced growth », *American Economic Review*.
- Bernard J. (1985), « Economie publique », *Economica*.
- Bird R.M. (1972), « The displacement effect : a critical note », *public finance*.
- Black D. (1948), « On the rationale of group decision making », *Georges Allen and Unwin, UK*.
- Blais A. et Nadeau R. (1992), « The electoral budget cycle », *public choice* 74
- Borcheding T.E. (1977), « Budgets and bureaucrats: the sources of Government growth », *Duke U.P.*, 1977.
- Bourbonnais R. (2002), « *Econométrie* », *Dunod*, 4e Edition.
- Bresson G. et Pirote A. (1995), « *Econométrie des séries temporelles* », *PUF*, Paris
- Davidson R., Mckinnon J. (1993), « *Estimation and Inference in Econometrics* », *New-York, Oxford University Press*
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1981), « Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », *Econometrica*.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1979), « Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root », *journal of the American statistical association*.
- Durbin J., Watson G. (1950), « Testing for serial Correlation in Least Squares Regression », *Biometrika*
- Elkhider A, Kchirid E., Tahiri C. (2005), « "Identification des dépenses publiques porteuses de croissance économique : cas du Maroc de 1970 à 2003", *Working paper du projet FEMISE 22-26*
- Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987), « Cointegration and error correction: representation, estimation and testing », *Econometrica*.
- Engle R.F. et Yoo S. (1987), « Forecasting and testing in cointegrated systems », *Journal of Econometrics*.
- Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987), « Cointegration and error correction: representation, estimation and testing », *Econometrica*.
- Engle R.F. et Yoo S. (1987), « Forecasting and testing in cointegrated systems », *Journal of Econometrics*.
- Johansen S.(1988), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*

- Johansen S.(1991), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and control*
- Johansen S., Juselius K. (1990), «Maximum Likelihood Estimation and Inferences on cointegration with Application to the Demand for Money”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics
- Laffont J. J. (1988), « fondement de l'économie publique, Economica », vol I et II
- Gaudemet P.M. et Molinier J. (1996), « Finances publiques », 7<sup>e</sup> édition, Montchrestien.
- Granger C.W.J. (1983): « Cointegrating variables and error correcting models », UCSD Discussion paper.
- Greene W. (2005), « Econométrie », 5e éd, Pearson Education France
- Mignon V. et Lardic S. (2002), « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », Economica
- Muller D.C. et Murell P. (1985) , « Interest groups and the political economy of government size », in Forte F. et Peacock A.: « Public expenditure and government growth », Oxford.
- Musgrave R.A. (1959), « Theory of public finance, New York, USA, McGraw Hill.
- Musgrave R.A. (1986), « Public finance in a democratic society », Oxford: Harvester Press.
- Niskanen W.J. (1971), « Bureaucracy and representative government », Chicago, Aldine Atherton
- Peacock A.T. et Wiseman J. (1967), « The growth of public expenditures in the United Kingdom 1890-1955, Allen and Unwin », London
- Ram R. (1987), « Wagner's hypothesis in time series and cross-section perspectives: evidence from real data 115 countries », the Review of Economics and Statistics.
- Romuald Sostaine F. (2009), «croissance des dépenses publiques et incidences sur le développement au Cameroun : le cas du secteur de l'éducation», mémoire de D.E.A., université de Yaoundé II
- Stock J., Watson M. (1988), “Testing for Common Trends” *Journal of the American Statistical Association*
- Wagner A. (1909-1913) : Les fondements de l'économie politique, Paris, 5 volumes
- Weber L. (1978) : Analyse économique des dépenses publiques, P.U.F.
- White H. (1980), “A Heteroskedasticity-Consistant Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity” *Econometrica*

## **Annexe**

### **Tableau 1**

Dependent Variable: DP1  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/12 Time: 21:56  
 Sample: 1970 2009  
 Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	28.82750	3.535224	8.154363	0.0000
Y	-0.001293	0.000881	-1.467370	0.1512
DO1	-0.077855	0.019229	-4.048933	0.0003
RP1	-1.137801	0.155301	-7.326417	0.0000
DA	-2.017288	0.543405	-3.712308	0.0007
R-squared	0.807392	Mean dependent var	12.52269	
Adjusted R-squared	0.785379	S.D. dependent var	1.580018	
S.E. of regression	0.731978	Akaike info criterion	2.330335	
Sum squared resid	18.75270	Schwarz criterion	2.541445	
Log likelihood	-41.60670	Hannan-Quinn criter.	2.406666	
F-statistic	36.67896	Durbin-Watson stat	1.160597	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### **Tableau 2**

Dependent Variable: DP1  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/18/12 Time: 08:27  
 Sample(adjusted): 1972 2008  
 Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.28313	5.003131	6.252711	0.0000
Y	-0.002937	0.001282	-2.290811	0.0315
RP1	-1.140481	0.232149	-4.912719	0.0001
DO1	-0.066941	0.032116	-2.084330	0.0484
DA	-1.899380	0.763447	-2.487901	0.0205
D(Y(+1))	0.003377	0.003937	0.857862	0.3998
D(Y(-1))	-0.000614	0.003242	-0.189410	0.8514
D(Y)	-0.001198	0.002602	-0.460288	0.6496
D(DO1(-1))	-0.015465	0.036783	-0.420433	0.6781
D(DO1(+1))	-0.038172	0.043726	-0.872989	0.3917
D((DO1))	-0.006859	0.040457	-0.169548	0.8668
D(RP1(-1))	0.190864	0.271183	0.703818	0.4886
D(RP1)	0.332103	0.355829	0.933323	0.3603
D(RP1(+1))	-0.213793	0.491835	-0.434684	0.6678
R-squared	0.810607	Mean dependent var	12.64050	

Adjusted R-squared	0.703559	S.D. dependent var	1.336276
S.E. of regression	0.727554	Akaike info criterion	2.483076
Sum squared resid	12.17471	Schwarz criterion	3.092613
Log likelihood	-31.93691	F-statistic	7.572364
Durbin-Watson stat	1.466912	Prob(F-statistic)	0.000015

**Tableau 3**

Dependent Variable: D(DP1)  
Method: Least Squares  
Date: 05/17/12 Time: 22:50  
Sample (adjusted): 1972 2009  
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.260813	0.228310	1.142365	0.5326
RR(-1)	-0.214371	0.111915	-1.915471	NA
D(DP1(-1))	0.062439	0.153957	0.405559	0.6879
D(Y)	-0.002010	0.002001	-1.004300	0.3230
D(DO1)	-0.006045	0.026371	-0.229249	0.8202
D(RP1)	-0.266845	0.243513	-1.095814	0.2816
DA	-0.195282	0.253720	-0.769674	0.4473
S.E. of regression	0.691699	Akaike info criterion	2.265489	
Sum squared resid	14.83186	Schwarz criterion	2.567150	
Log likelihood	-36.04430	Hannan-Quinn criter.	2.372818	
Durbin-Watson stat	2.135342			

**Tableau 4**

## Vector Error Correction Estimates

Date: 05/19/12 Time: 10:39

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1				
DP1(-1)	1.000000				
RP1(-1)	1.526565 (1.06782) [ 1.42961]				
Y(-1)	0.008896 (0.00537) [ 1.65603]				
DA(-1)	3.485603 (3.55835) [ 0.97956]				
DO1(-1)	-0.265633 (0.12585) [-2.11064]				
C	-26.85548				
Error Correction:	D(DP1)	D(RP1)	D(Y)	D(DA)	D(DO1)
CointEq1	-0.033786 (0.03875) [-0.87181]	-0.037245 (0.03728) [-0.99904]	-7.696978 (3.14663) [-2.44610]	0.002029 (0.00894) [ 0.22701]	0.781149 (0.32067) [ 2.43600]
D(DP1(-1))	-0.283131 (0.19331) [-1.46462]	0.014774 (0.18597) [ 0.07945]	4.043274 (15.6962) [ 0.25760]	-0.024648 (0.04459) [-0.55279]	0.111695 (1.59958) [ 0.06983]
D(RP1(-1))	-0.279672 (0.26677) [-1.04837]	-0.229923 (0.25663) [-0.89594]	4.937800 (21.6604) [ 0.22796]	0.018654 (0.06153) [ 0.30316]	-1.327192 (2.20738) [-0.60125]
D(Y(-1))	0.000146 (0.00218) [ 0.06700]	-0.001460 (0.00210) [-0.69520]	-0.220875 (0.17729) [-1.24588]	-0.000191 (0.00050) [-0.37985]	0.023027 (0.01807) [ 1.27457]
D(DA(-1))	-0.343814 (0.89116)	-0.427586 (0.85729)	-49.18948 (72.3587)	-0.118598 (0.20555)	-4.649696 (7.37397)

	[-0.38580]	[-0.49876]	[-0.67980]	[-0.57698]	[-0.63056]
D(DO1(-1))	-0.003389 (0.03037) [-0.11161]	-0.068919 (0.02921) [-2.35916]	-1.174949 (2.46570) [-0.47652]	-0.000939 (0.00700) [-0.13402]	0.270290 (0.25128) [ 1.07567]
C	0.119326 (0.15282) [ 0.78085]	-0.169239 (0.14701) [-1.15122]	31.83169 (12.4080) [ 2.56543]	0.042293 (0.03525) [ 1.19989]	-0.581991 (1.26448) [-0.46026]
R-squared	0.150487	0.232654	0.270290	0.042765	0.234561
Adj. R-squared	-0.013935	0.084135	0.129056	-0.142506	0.086411
Sum sq. resid	17.51958	16.21321	115502.3	0.932044	1199.532
S.E. equation	0.751763	0.723192	61.03999	0.173395	6.220497
F-statistic	0.915247	1.566498	1.913774	0.230826	1.583271
Log likelihood	-39.20859	-37.73623	-206.2894	16.53160	-119.5096
Akaike AIC	2.432031	2.354539	11.22576	-0.501663	6.658399
Schwarz SC	2.733692	2.656199	11.52742	-0.200002	6.960059
Mean dependent	0.131165	-0.183237	25.18527	0.026316	0.210625
S.D. dependent	0.746579	0.755680	65.40626	0.162221	6.508032
Determinant resid covariance (dof adj.)	268.2349				
Determinant resid covariance	96.91829				
Log likelihood	-356.5018				
Akaike information criterion	20.86852				
Schwarz criterion	22.59229				

**Tableau 5**

Dependent Variable: DP1

Method: Least Squares

Date: 05/16/12 Time: 16:04

Sample: 1970 2009

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RP1	0.064705	0.081771	0.791297	0.4340
Y	0.004620	0.000841	5.496043	0.0000
DA	1.579214	0.532987	2.962951	0.0054
DO1	0.046647	0.019626	2.376848	0.0229
R-squared	0.441471	Mean dependent var	12.52269	
Adjusted R-squared	0.394927	S.D. dependent var	1.580018	
S.E. of regression	1.229040	Akaike info criterion	3.344983	
Sum squared resid	54.37941	Schwarz criterion	3.513871	
Log likelihood	-62.89966	Durbin-Watson stat	0.773186	